N° 82-003-X au catalogue
ISSN 1209-1375

Rapports sur la santé

Association entre le poids corporel du parent et celui de l'enfant

par Tracey Bushnik, Didier Garriguet et Rachel Colley

Date de diffusion : le 21 juin 2017

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2017

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Association entre le poids corporel du parent et celui de l'enfant

par Tracey Bushnik, Didier Garriguet et Rachel Colley

Résumé

Contexte : Au Canada, la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les enfants et les adultes a augmenté. Selon des études, l'obésité des parents représente un facteur de risque d'embonpoint et d'obésité chez les enfants. La présente analyse étudie les associations entre l'indice de masse corporelle (IMC) des parents biologiques et celui des enfants dans le cadre d'un échantillon représentatif d'enfants canadiens à l'échelle nationale.

Méthodologie : L'analyse se fonde sur des données recueillies auprès de 1 563 enfants âgés de 6 à 10 ans au cours des trois premiers cycles de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (2007 à 2013). L'IMC a été calculé au moyen de la taille et du poids mesurés. Des analyses de la corrélation de Pearson, de la logistique et de la régression linéaire ont porté sur les associations entre l'IMC et l'obésité des parents biologiques et des enfants, en tenant compte d'autres facteurs de risque.

Résultats : Il y avait corrélation entre l'IMC des parents et celui des enfants. Lorsque des facteurs de risque étaient pris en considération, l'IMC moyen d'un enfant augmentait lorsque celui de son parent augmentait. L'IMC des parents était à l'origine d'une variance de 2 % de l'IMC des garçons et de 12 % de l'IMC des filles. Les garçons et les filles dont un parent biologique était obèse étaient plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses. Les filles étaient aussi plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses si un parent biologique faisait de l'embonpoint.

Interprétation : Le poids corporel des enfants est associé à celui d'au moins un de leurs parents biologiques. Le fait d'avoir un parent obèse augmente le risque d'embonpoint ou d'obésité chez les enfants au Canada.

Mots clés : Indice de masse corporelle, obésité, embonpoint

Au cours des 40 dernières années, la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les enfants et les adultes a augmenté au Canada[1,2]. Selon les estimations les plus récentes, le tiers des enfants font de l'embonpoint ou sont obèses[3]. Les causes possibles de cette situation comprennent la génétique, les données démographiques de la famille, le comportement de l'enfant et du parent ainsi que le milieu économique et social dans lequel les enfants vivent[4-6].

Des études internationales ont permis de découvrir un lien significatif entre l'indice de masse corporelle (IMC) des parents et celui des enfants. L'obésité a tendance à toucher l'ensemble des membres d'une famille en raison d'interactions complexes entre la génétique, le comportement et le milieu[7-9]. Selon des études sur l'IMC de familles, l'obésité des parents représente un facteur de risque significatif d'obésité chez leurs enfants au cours de l'enfance[10-12] et plus tard au cours de la vie[13]. La force déclarée de ce lien varie, et cette variation peut indiquer des différences entre les études utilisant une taille et un poids mesurés ou une taille et un poids autodéclarés pour calculer l'IMC et celles comprenant les parents biologiques seulement ou les parents biologiques et non biologiques sans distinction dans les données analysées[14].

Au Canada, la majorité des études sur l'embonpoint et l'obésité infantiles mettaient l'accent sur des facteurs de risque comportementaux, comme le manque d'activité physique[15], une mauvaise alimentation[16,17], un comportement sédentaire[15,18], le temps passé devant un écran[17] et le manque de sommeil[15,19]. D'autres ont étudié les caractéristiques familiales, comme la scolarité des parents[20] et le statut socioéconomique[21]. Puisque les caractéristiques démographiques, économiques et sociales du Canada diffèrent de celles d'autres pays, il vaut la peine de déterminer si l'association entre l'IMC des parents et celui des enfants observée ailleurs est valide au Canada.

Au moyen de données mesurées des enfants et de leurs parents biologiques recueillies dans le cadre de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, la présente étude examine l'IMC des parents et des enfants d'un échantillon représentatif d'enfants canadiens à l'échelle nationale.

Méthodes

Source des données

L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) est une enquête permanente conçue pour fournir des mesures directes et complètes de la santé de la population à domicile âgée de 3 à 79 ans à l'échelle nationale. Les membres à temps plein des Forces canadiennes, les personnes résidant en établissement institutionnel ainsi que les habitants des réserves ou d'autres établissements autochtones et de certaines régions éloignées sont exclus.

L'ECMS comporte une interview du ménage sur place et une visite subséquente à un centre d'examen mobile (CEM). L'interview du ménage permet de recueillir des données démographiques et socioéconomiques, ainsi que des renseignements détaillés sur la santé, la nutrition et le mode de vie. Au CEM, on effectue des mesures physiques directes, y compris la taille et le poids. Des détails au sujet de l'ECMS ont été publiés dans d'autres documents[22].

Un membre de chaque ménage sélectionné dans le cadre de l'ECMS est choisi au hasard. Si la personne est âgée de moins de 12 ans, on choisit *aussi* un membre plus âgé du même ménage

Auteurs : Tracey Bushnik (tracey.bushnik@canada.ca), Didier Garriguet et Rachel Colley travaillent au sein de la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, à Ottawa, en Ontario.

pour qu'il participe. Même si le but de cette stratégie de sélection de l'échantillon était principalement de nature logistique (veiller à ce que les enfants de moins de 12 ans soient accompagnés au CEM), cela faisait aussi en sorte que des données étaient recueillies auprès de deux membres d'un même ménage; dans la plupart des cas, un enfant et un de ses parents biologiques.

Dans le cadre de l'analyse, des données tirées des trois premiers cycles de l'ECMS (de 2007 à 2009, de 2009 à 2011 et de 2012 à 2013) ont été regroupées. Des 3 017 enfants sélectionnés âgés de 6 à 11 ans au moment de leur visite au CEM, 1 895 (62 %) étaient accompagnés d'un parent biologique qui participait aussi à une interview.

Pour évaluer tout biais éventuel, les enfants jumelés à un parent biologique ont été comparés aux enfants jumelés à une personne *autre* qu'un parent biologique. Les enfants jumelés à un parent biologique étaient plus susceptibles d'être des garçons (54 % contre 48 %) et étaient légèrement plus jeunes (âge moyen de 8,3 ans par rapport à 9,0 ans). Cependant, il n'y avait pas de grandes différences entre les deux groupes en ce qui concerne les scores z pour l'âge et le sexe associés à l'IMC (,49 contre ,48), l'obésité (30 % des deux groupes faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses), la consommation quotidienne moyenne de fruits et de légumes (4,5 contre 4,6 fois), le nombre moyen d'heures d'activité physique par semaine (11,7 contre 11,4), le nombre moyen d'heures passées devant un écran par jour (2,3 contre 2,7), le nombre moyen d'heures de sommeil par jour (9,7 contre 9,5) et le pourcentage de ménages ne comptant qu'un parent seul (20 % contre 19 %).

L'analyse était restreinte aux enfants âgés de 6 à 10 ans au moment de la visite au CEM, afin de minimiser l'effet éventuel de la puberté. Cela a permis d'obtenir un échantillon de 1 588 paires de parents et d'enfants. Elle a aussi été restreinte aux parents et enfants dont l'IMC mesuré était valide, ce qui a permis d'obtenir 1 563 paires : 931 enfants ont été jumelés à leur mère biologique qui n'était pas enceinte (l'IMC des femmes enceintes n'était pas mesuré; ces dernières étaient exclues de l'analyse actuelle), et 632 enfants ont été jumelés à leur père biologique.

Mesures

La taille a été mesurée à 0,1 cm près au moyen d'un stadiomètre numérique ProScale M150 (Accurate Technology Inc., Fletcher, États-Unis), et le poids, à 0,1 kg près, au moyen d'un pèse-personne Mettler Toledo VLC, ayant le terminal Panther Plus (Mettler Toledo Canada, Mississauga, Canada). Dans le cas de deux paires de parents et d'enfants qui ne pouvaient pas se rendre au CEM, le poids et la taille ont été mesurés à la maison.

Pour calculer l'IMC, on a divisé le poids mesuré exprimé en kilogrammes par le carré de la taille mesurée exprimée en mètres (kg/m^2). En ce qui concerne les parents, trois catégories d'IMC ont été évaluées : insuffisance pondérale/poids normal (IMC $\leq$ 24,99 kg/m^2); embonpoint (IMC de 25 kg/m^2 à $\leq$ 29,99 kg/m^2); obèse (IMC $\geq$ 30 kg/m^2)[23]. Dans le cas des enfants, deux catégories d'IMC ont été obtenues depuis le score z de l'âge et du sexe relatif à l'IMC, en fonction d'un ensemble de seuils établis par l'Organisation mondiale de la Santé[24] : mince/normal (écart type $\leq$ 1 au-delà de l'IMC moyen selon l'âge et le sexe), et embonpoint/obésité (écart type > 1 au-delà de l'IMC moyen selon l'âge et le sexe). Une estimation de l'IMC mesuré de la mère ou du père biologique a été attribuée à l'enfant.

Covariables

En plus du sexe de l'enfant, de l'âge de l'enfant en mois, du sexe et de l'âge du parent, les covariables suivantes déclarées par les parents ont été analysées : la consommation quotidienne de fruits et de légumes de l'enfant, les heures d'activité physique faites par semaine, les heures passées devant un écran chaque jour et les heures quotidiennes de sommeil, le fait que l'enfant ait été allaité ou non, le plus haut niveau de scolarité du parent ainsi que le fait que l'enfant vive dans un ménage avec un parent seul ou non[22].

La consommation quotidienne de fruits et de légumes des enfants (un indicateur de la qualité du régime alimentaire[25]) était la somme de la fréquence de la consommation quotidienne de jus de fruit pur à 100 %, de fruits, de tomates ou de sauce à la tomate (excluant la pâte de tomates, le ketchup et la sauce à pizza), de laitue ou de salade verte, de pommes de terre (y compris cuites au four, bouillies, en purée ou en salade, mais excluant les patates douces), et d'épinards, de feuilles de moutarde ou de chou vert, à l'exclusion du chou frisé. La moyenne des heures hebdomadaires d'activité physique faites par l'enfant a été obtenue en comptabilisant les heures d'activité physique que l'enfant fait à l'école chaque semaine (temps libre et temps en classe) et au cours des activités organisées ou non à l'extérieur de l'école. Les heures quotidiennes que passent les enfants devant un écran ont été extraites des heures quotidiennes passées à regarder la télévision ou des vidéos ou à jouer des jeux vidéo, en plus des heures passées devant un ordinateur (y compris les devoirs et l'échange de courriels). Le plus haut niveau de scolarité du parent a été classé selon les catégories suivantes : diplôme d'études secondaires ou moins, études postsecondaires inférieures au baccalauréat ou baccalauréat ou études supérieures.

Analyse statistique

Pour tenir compte de la conception de l'échantillonnage complexe de l'enquête, des analyses ont été pondérées au moyen du poids de sondage combiné des cycles 1, 2 et 3 de l'ECMS[26]. L'estimation de la variance (intervalles de confiance de 95 %) et les essais relatifs à la signification ont été réalisés au moyen des poids de rééchantillonnage produits par Statistique Canada[27-29]. Les données ont été analysées grâce à SAS 9.3 et à SUDAAN 11.0, au moyen des DLD = 35 (degrés de liberté du dénominateur) dans les instructions de procédures

SUDAAN. Des statistiques descriptives ont été estimées, y compris des moyennes, des pourcentages et des corrélations de Pearson. L'IMC moyen de l'enfant selon les scores z du sexe et de l'âge a été évalué pour tous les déciles de l'IMC (kg/m²) des parents dont l'âge a été corrigé. Un modèle de régression logistique a servi à évaluer le lien entre la catégorie d'IMC du parent et le fait que l'enfant fasse de l'embonpoint ou qu'il soit obèse, vérifiant d'autres facteurs de risque, pour tous les enfants. Le modèle a été stratifié en fonction du sexe de l'enfant. Le modèle entièrement corrigé tenait compte de l'IMC du parent, du sexe de l'enfant (sauf dans les modèles stratifiés selon le sexe), de l'âge de l'enfant en années, du sexe du parent, de l'âge du parent, de la scolarité du parent, de la situation de parent seul au sein du ménage, de la consommation de fruits et de légumes de l'enfant, de l'activité physique de l'enfant, du temps passé devant un écran par l'enfant, des heures quotidiennes de sommeil de l'enfant, du fait que l'enfant a été allaité ou non et d'un indicateur du cycle de l'ECMS. Le rapport de risque (RR) et l'intervalle de confiance de 95 % ont été estimés.

Dans le cadre d'une analyse de sensibilité servant à déterminer si les estimations produites par le modèle logistique étaient robustes, quatre modèles linéaires distincts ont été exécutés. Parmi les modèles linéaires, deux avaient pour résultat le score z de l'IMC de l'enfant selon l'âge et le sexe. L'IMC précisé des parents était une variable continue et une variable catégorique. Les autres covariables étaient les mêmes que celles du modèle logistique, à l'exclusion du sexe et de l'âge de l'enfant (dont le score z tient compte). Le modèle linéaire corrigé par IMC des parents (kg/m²) a servi pour produire des scores z de la moyenne des moindres carrés du modèle corrigé de l'IMC de l'enfant, en fonction des valeurs d'IMC des parents (kg/m²) suivantes : 20,3; 22,0; 23,4; 24,7; 25,9; 27,2; 28,6; 30,00; 32,8; 39,7; qui étaient les valeurs moyennes d'IMC des parents pour chaque décile. Le résultat des deux autres modèles linéaires était l'IMC mesuré (kg/m²) de l'enfant; l'IMC précisé du parent servait de variable continue et de variable catégorique. Ces modèles comprenaient les mêmes covariables que le modèle logistique. Le modèle linéaire corrigé en fonction de la catégorie d'IMC du parent a servi pour produire des estimations moyennes des moindres carrés corrigées de l'IMC (kg/m²) de l'enfant selon les catégories d'IMC du parent. Les quatre modèles linéaires ont été stratifiés selon le sexe de l'enfant.

Résultats

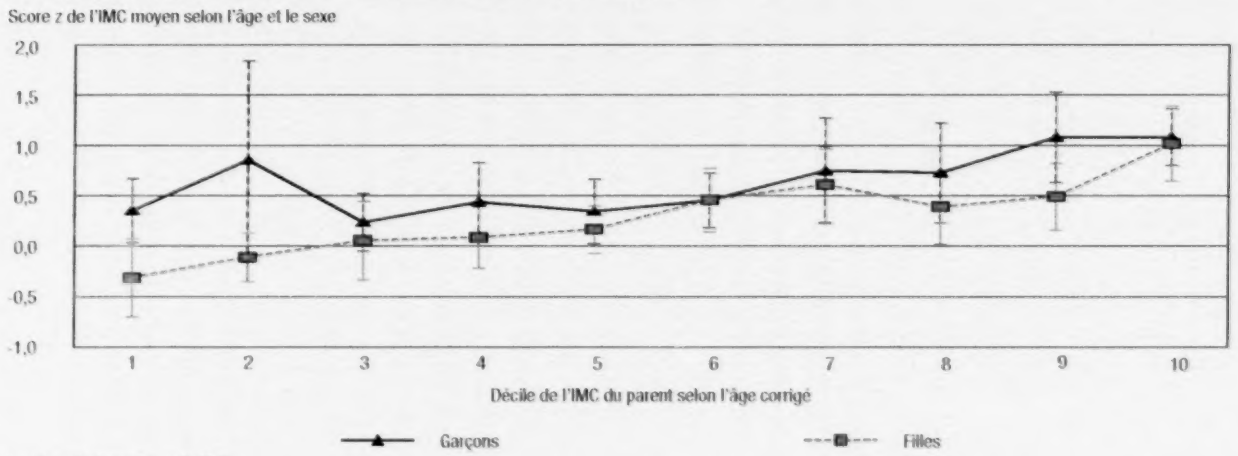
Dans le cadre de l'étude, 54 % des enfants évalués étaient des garçons et 46 % étaient des filles (tableau 1). En moyenne, ils avaient près de 8 ans, et 29 % faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses. Ils mangeaient des fruits et des légumes en moyenne 4,5 fois par jour et passaient environ 12 heures par semaine à faire de l'activité physique, et environ 2 heures par jour devant un écran, en plus de dormir un peu moins de 10 heures par jour. Une grande majorité d'enfants (84 %) avaient été allaités.

Tableau 1
Description de l'échantillon, par caractéristique de l'enfant et du parent biologique, population à domicile, Canada, à l'exclusion des territoires, 2007 à 2013

Caractéristique	Taille de l'échantillon	Estimation pondérée (moyenne ou %)	Intervalle de confiance de 95 %	
			de	à
Enfant				
Sexe				
Homme	805	54,4	51,2	57,6
Femme	758	45,6	42,4	48,8
Âge moyen (ans)	1 563	7,9	7,8	8,1
Catégorie d'indice de masse corporelle				
Mince ou normal	1 102	71,4	67,7	74,9
Embonpoint ou obèse	461	28,6	25,1	32,3
Consommation de fruits et de légumes (fois par jour)	1 557	4,5	4,3	4,6
Activité physique (heures par semaine)	1 508	11,7	11,2	12,3
Temps passé devant un écran (heures par jour)	1 562	2,2	2,1	2,4
Sommeil (heures par jour)	1 563	9,7	9,6	9,8
Enfant allaité	1 289	84,1	81,3	86,6
Parent				
Sexe				
Homme	632	40,4	37,2	43,7
Femme	931	59,6	56,3	62,8
Âge moyen (ans)	1 563	38,2	37,6	38,8
Catégorie d'indice de masse corporelle				
Normal	602	37,7	32,7	42,9
Embonpoint	554	36,9	33,3	40,7
Obésité	407	25,4	21,5	29,8
Ménage constitué d'un parent seul	288	20,1	16,3	24,5
Plus haut niveau de scolarité atteint				
Diplôme d'études secondaires ou moins	337	22,4	18,9	26,4
Diplôme d'études postsecondaires inférieur à un baccalauréat	664	43,3	39,1	47,5
Baccalauréat ou niveau d'études plus élevé	553	34,3	28,9	40,1

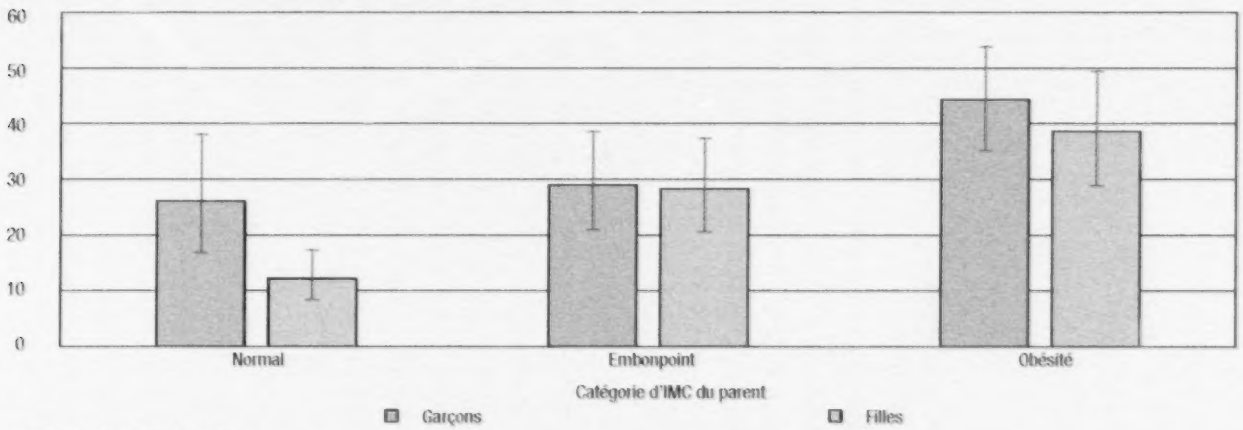
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycles combinés de 2007 à 2009, de 2009 à 2011 et de 2012 à 2013.

Figure 1
Score z de l'indice de masse corporelle (IMC) moyen selon l'âge et le sexe de l'enfant, par décile d'IMC du parent biologique selon l'âge corrigé, Canada, à l'exclusion des territoires, 2007 à 2013



I = intervalle de confiance de 95 %
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycles combinés de 2007 à 2009, de 2009 à 2011 et de 2012 à 2013.

Figure 2
Pourcentage d'enfants faisant de l'embonpoint ou étant obèses, par catégorie d'indice de masse corporelle (IMC) du parent biologique, Canada, à l'exclusion des territoires, 2007 à 2013



I = intervalle de confiance de 95 %
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycles combinés de 2007 à 2009, de 2009 à 2011 et de 2012 à 2013.

et 20 % vivaient dans un ménage avec un parent seul.

Dans le cadre de l'analyse, l'âge moyen des parents était de 38 ans. Plus du tiers (37 %) faisaient de l'embonpoint, tandis que 25 % étaient obèses. La majorité (78 %) avait un diplôme d'études postsecondaires.

Le coefficient de corrélation de Pearson (r) entre le score z de l'IMC de l'enfant et l'IMC mesuré du parent corrigé selon l'âge était de 0,24 ($p < 0,0001$). La corrélation était supérieure chez les filles ($r = 0,35$, $p < 0,0001$) que chez les garçons ($r = 0,16$, $p < 0,0001$). En général, le score z de l'IMC moyen des filles augmentait à l'échelle de l'IMC en déciles des parents dont l'âge a été corrigé, tandis que celui des garçons augmentait principalement aux déciles supérieurs (figure 1).

À la figure 2, la différence en ce qui a trait à l'IMC de l'enfant par rapport à celui de son parent est illustrée. Cette figure présente le pourcentage d'enfants

faisant de l'embonpoint ou étant obèses en fonction de la catégorie d'IMC de leurs parents. Les enfants dont un parent faisait de l'embonpoint ou était obèse étaient plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses ($p < 0,01$ de variation chez les garçons, $p < 0,0001$ de variation chez les filles).

Lorsque d'autres caractéristiques, notamment l'âge de l'enfant, le sexe et l'âge du parent, et les comportements infantiles, comme l'activité physique et le temps passé devant un écran, sont prises en considération, le modèle de régression logistique évalue que les enfants dont un des parents est obèse sont plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses (RR = 2,18 ; IC = 1,51 à 3,14) (tableau 2). Les garçons (RR = 1,79; IC = 1,13 à 2,84) et les filles (RR = 3,06; IC = 2,04 à 4,60) ayant un parent obèse étaient plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses. Cependant, seules les filles affichaient un risque plus élevé si un parent faisait de l'embonpoint (RR = 2,32; IC = 1,43 à 3,77). Ces conclusions ont été corroborées par les modèles de régression linéaire, sans égard au fait que le résultat était le score z de l'IMC ou l'IMC mesuré (kg/m²) de l'enfant, ou au fait que l'IMC du parent était une variable continue ou catégorique. Dans l'ensemble, l'IMC des parents expliquait une variance de 2 % de l'IMC des garçons et de 12 % de l'IMC des filles.

Le tableau 3 présente la moyenne des moindres carrés corrigés du modèle d'IMC (kg/m²) de l'enfant selon la catégorie d'IMC du parent. Tout comme

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Au Canada, la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les enfants et les adultes a augmenté au cours des 40 dernières années.
- Des études internationales ont permis de découvrir un lien significatif entre l'indice de masse corporelle (IMC) des parents et celui des enfants.
- La solidité de ce lien varie et peut refléter des différences au sein des études concernant l'utilisation de la taille et du poids mesurés ou de la taille et du poids autodéclarés pour calculer l'IMC, et le fait que l'analyse comprend les parents biologiques seulement ou les parents biologiques et non biologiques sans distinction.

Ce qu'apporte l'étude

- Au moyen des mesures physiques directes de la taille et du poids tirées de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, l'étude évalue les liens entre l'IMC des parents et des enfants grâce à un échantillon représentatif à l'échelle nationale.
- Lorsque des facteurs de risque étaient pris en considération, l'IMC moyen d'un enfant augmentait, tout comme celui de son parent.
- L'IMC des parents expliquait une variance de 2 % de l'IMC des garçons et de 12 % de l'IMC des filles.
- Les garçons et les filles dont un parent biologique était obèse étaient plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses; les filles étaient aussi plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses si un parent biologique faisait de l'embonpoint.

Tableau 2
Rapports de risque corrigés pour l'association entre la catégorie d'indice de masse corporelle (IMC) du parent biologique et l'embonpoint ou l'obésité chez l'enfant, population à domicile, Canada, à l'exclusion des territoires, 2007 à 2013

	Les deux sexes			Garçons			Filles		
Catégorie d'IMC du parent	Rapport de risque corrigé	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de risque corrigé	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Rapport de risque corrigé	Intervalle de confiance de 95 % de	à
Embonpoint	1,49	0,99	2,25	1,09	0,59	2,00	2,32*	1,43	3,77
Obésité	2,18*	1,51	3,14	1,79*	1,13	2,84	3,06*	2,04	4,60

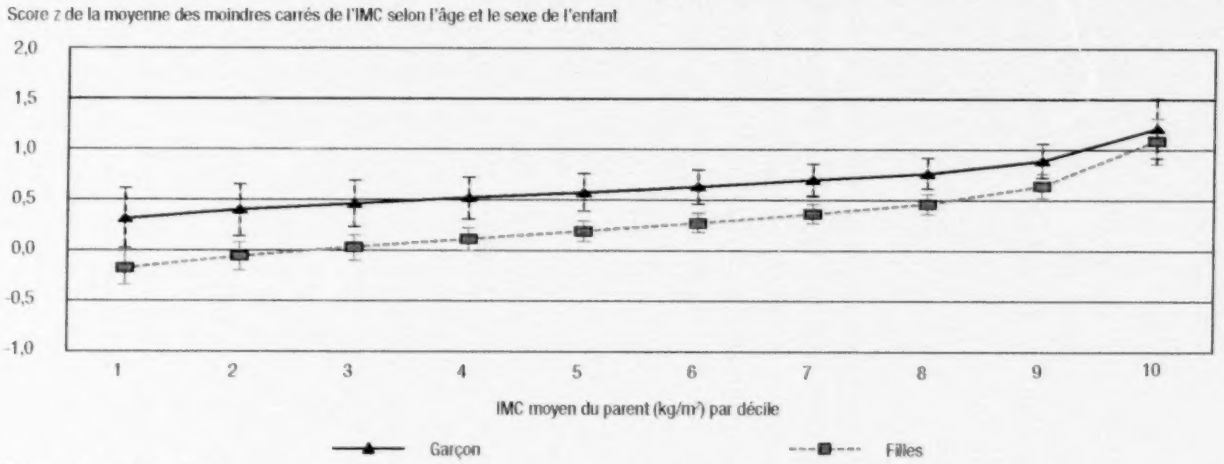
* valeur significativement associée à l'embonpoint ou à l'obésité chez l'enfant ($p < 0,05$)
Note : Les modèles ont été corrigés en fonction du sexe de l'enfant (sauf dans les modèles stratifiés selon le sexe), de l'âge en années, de la consommation de fruits et de légumes, de l'activité physique, du temps passé devant un écran, des heures de sommeil et du fait que l'enfant a été allaité; de l'IMC, du sexe, de l'âge et de la scolarité du parent ainsi que de sa situation à titre de parent seul au sein du ménage; et du cycle de l'ECMS.
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycles combinés de 2007 à 2009, de 2009 à 2011 et de 2012 à 2013.

Tableau 3
Moyenne des moindres carrés de l'indice de masse corporelle (IMC) corrigée (kg/m²) de l'enfant, par catégorie d'IMC du parent biologique, population à domicile, Canada à l'exclusion des territoires, 2007 à 2013

	Les deux sexes			Garçons			Filles		
Catégorie d'IMC du parent	Moyenne des moindres carrés de l'IMC corrigée	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Moyenne des moindres carrés de l'IMC corrigée	Intervalle de confiance de 95 % de	à	Moyenne des moindres carrés de l'IMC corrigée	Intervalle de confiance de 95 % de	à
Normal†	16,6	16,2	17,0	17,1	16,4	17,8	16,1	15,8	16,3
Embonpoint	17,3*	17,0	17,7	17,5	16,9	18,1	17,1**	16,7	17,4
Obésité	18,1**	17,7	18,6	18,4**	17,8	19,1	17,9**	17,4	18,4

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$))
Note : Les modèles ont été corrigés en fonction du sexe de l'enfant (sauf dans les modèles stratifiés selon le sexe), de l'âge en années, de la consommation de fruits et de légumes, de l'activité physique, du temps passé devant un écran, des heures de sommeil et du fait que l'enfant a été allaité; de l'IMC, du sexe, de l'âge et de la scolarité du parent ainsi que de sa situation à titre de parent seul au sein du ménage; et du cycle de l'ECMS.
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycles combinés de 2007 à 2009, de 2009 à 2011 et de 2012 à 2013.

Figure 3
Score z de la moyenne des moindres carrés du modèle corrigé de l'indice de masse corporelle (IMC) en fonction de l'âge et du sexe de l'enfant, par décile d'IMC du parent biologique selon l'âge corrigé, Canada, à l'exclusion des territoires, 2007 à 2013



I = intervalle de confiance de 95 %
Note: Les modèles ont été corrigés en fonction de l'âge de l'enfant en années, de la consommation de fruits et de légumes, de l'activité physique, du temps passé devant un écran, des heures de sommeil et du fait que l'enfant a été allaité; de l'IMC, du sexe, de l'âge et de la scolarité du parent ainsi que de sa situation à titre de parent seul au sein du ménage; et du cycle de l'ECMS.
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycles combinés de 2007 à 2009, de 2009 à 2011 et de 2012 à 2013.

c'était le cas en ce qui concerne les conclusions du modèle de régression logistique, les garçons avaient un IMC prédit supérieur lorsqu'un parent était obèse, tandis que les filles avaient un IMC prédit supérieur lorsqu'un parent faisait de l'embonpoint ou était obèse. La figure 3 présente les scores z de la moyenne des moindres carrés corrigés du modèle d'IMC pour les garçons et les filles, selon la valeur moyenne des déciles d'IMC des parents. Tandis que l'IMC d'un parent augmentait, le score z de l'IMC de l'enfant augmentait aussi. Sauf dans les deux déciles supérieurs de l'IMC des parents, les filles avaient, dans l'ensemble, des scores z de l'IMC moyen prédit inférieurs par rapport aux garçons.

Discussion

La présente étude examinait les associations entre l'IMC des parents biologiques et des enfants au moyen d'un échantillon représentatif d'enfants âgés de 6 à 10 ans à l'échelle nationale. Le lien linéaire entre l'IMC des garçons et des filles avec celui des parents était significatif et positif. Cependant, le lien était plus fort chez les filles. Les garçons dont un parent était obèse étaient plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses; les filles dont un parent faisait de l'embonpoint ou était obèse étaient plus susceptibles de faire elles aussi de l'embonpoint ou d'être obèses. Ces conclusions étaient toujours valables, sans égard aux autres facteurs ou au modèle multivarié utilisés pour évaluer les liens.

Plusieurs études sur l'IMC des parents-enfants stratifiaient les résultats selon le sexe des parents plutôt que le sexe de l'enfant[30-32]. Cette situation complique les comparaisons avec l'analyse actuelle, dans le cadre de laquelle l'IMC du parent pouvait être celui de la mère biologique ou du père biologique. Les comparaisons sont d'autant plus restreintes par les différences touchant les plages d'âge des enfants dans les études ainsi que le recours à des données autodéclarées par rapport aux données mesurées pour calculer l'IMC.

Une analyse australienne comparable se fondant sur des données mesurées a conclu qu'il existe une différence en ce qui concerne l'effet de l'IMC des parents sur celui des filles et sur celui des garçons à l'âge de 9 ans. L'IMC moyen des filles était supérieur si un des parents faisait de l'embonpoint ou était obèse. Chez les garçons, leur IMC était plus élevé uniquement si un des parents était obèse[33]. Danielzik et coll.[34] ont indiqué que les risques que des enfants allemands âgés de 5 à 7 ans fassent de l'embonpoint étaient significativement plus élevés si au moins un des parents faisait de l'embonpoint, et étaient encore plus élevés si au moins un des parents était obèse; ils ont trouvé peu de différences entre les garçons et les filles à ce propos.

Les mécanismes éventuels sous-jacents à ces liens entre l'IMC du parent et celui de l'enfant sont, entre autres, la génétique[35], la suralimentation du fœtus[36,37], les effets épigénétiques découlant de l'exposition environnementale des parents[38] et les facteurs du milieu familial, comme les pratiques alimentaires[39]. Des différences en fonction du sexe ont été observées en ce qui a trait à l'exposition à des milieux obésogènes et à la vulnérabilité par rapport à ceux-ci[40]. Selon des études, les filles sont plus touchées que les garçons par les facteurs familiaux et environnementaux associés à l'obésité[41], ce qui peut expliquer l'as-

sociation linéaire plus forte entre l'IMC des filles et celui de leur parent dans le cadre de la présente analyse. Il est possible que, dans l'étude actuelle, certains liens parent-fille captent des aspects du milieu des filles qu'il est impossible d'évaluer directement. Par exemple, un contrôle plus serré de l'alimentation d'un enfant par un parent a été associé à une hausse de l'adiposité chez les filles, mais pas chez les garçons[40]. Même si les analyses ont été corrigées pour tenir compte de la consommation de fruits et de légumes déclarée de l'enfant, il ne s'agit pas de données indirectes adéquates pour connaître les pratiques alimentaires du ménage. Dans une étude prospective d'une cohorte d'enfants de 7 ans au Royaume-Uni, Reilly et coll.[42] ont été en mesure de contrôler les tendances alimentaires d'un enfant à l'âge de 3 ans. Ils ont fait état d'un lien significatif entre l'obésité autodéclarée de la mère au cours de la grossesse et le risque que l'enfant soit obèse, en fonction de données mesurées, à l'âge de 7 ans. Cependant, il n'y avait aucune différence selon le sexe de l'enfant en ce qui concerne le lien entre l'obésité chez le parent et l'obésité chez l'enfant.

Forces et limites

La présente analyse comporte un certain nombre de forces. Les résultats se fondent sur un échantillon représentatif d'enfants à l'échelle nationale. L'IMC des parents et des enfants a été obtenu au moyen de la taille et du poids mesurés, grâce à des protocoles normalisés dont la qualité a été contrôlée. La relation biologique entre l'enfant et le parent a été établie clairement en fonction des renseignements détaillés sur la composition du ménage. Plusieurs approches statistiques ont été appliquées pour étudier les liens parent-enfant en ce qui concerne l'IMC, tout en tenant compte des facteurs de risque entraînant une hausse de l'IMC de l'enfant. Sans égard à l'approche analytique, les conclusions demeurent, dans l'ensemble, robustes.

Du même coup, l'analyse comportait plusieurs limites. L'ECMS est une enquête transversale. Par conséquent, les résultats reflètent des associations plutôt qu'une causalité. En raison des restrictions relatives à la taille de l'échantillon, dans le cadre de l'analyse de risque, on a regroupé les enfants faisant de l'embonpoint et ceux qui étaient obèses en une seule catégorie. L'IMC des parents était celui de la mère biologique ou du père biologique; il n'était pas possible d'étudier les effets de la cohésion de la famille sur l'IMC de l'enfant ni l'importance relative du poids de la mère par rapport à celui du père. Cependant, une étude qui a comparé le fait d'avoir des données sur l'IMC d'un parent à celui d'avoir des données sur l'IMC des deux parents a conclu que l'effet sur l'ensemble des corrélations entre chaque parent et enfant était faible[43]. Les trois premiers cycles de l'ECMS ont été réalisés au cours d'une période de 7 ans (de 2007 à 2013), et le taux de non-réponse combiné des enfants de 6 à 11 ans était d'environ 55 %. Le poids de sondage combiné a été corrigé pour tenir compte de la probabilité de l'échantillonnage et des non-réponses. Cependant, il peut exister un certain nombre de biais inconnu si les enfants qui n'ont pas pris part à l'ECMS différaient systématiquement de ceux qui y ont pris part.

Mot de la fin

La présente étude basée sur la population canadienne, tout comme les études internationales, a confirmé que le poids corporel d'un enfant est associé à celui de ses parents biologiques. Puisque le fait d'avoir un parent obèse augmente le risque de faire de l'embonpoint ou d'être obèse chez les enfants, l'obésité des parents peut être considérée comme un marqueur de risque familial. D'autres études évaluant les déterminants particuliers de l'obésité au sein des familles pourraient aider à élaborer des politiques pour lutter contre l'obésité infantile au Canada.

Remerciements

Les auteurs remercient Andrew Quigley, employé de Statistique Canada, pour son aide lors de la préparation de l'ensemble de données des paires de parents et d'enfants. ■

Références

1. M.S. Tremblay, M. Shields, M. Laviolette *et al.*, « Condition physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 » , *Rapports sur la santé*, 21 (1), 2010, p. 7-22.
2. M. Shields, M.S. Tremblay, M. Laviolette *et al.*, « Condition physique des adultes au Canada : résultats de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009 » , *Rapports sur la santé*, 21 (1), 2010, p. 23-38.
3. Statistique Canada, *Indice de masse corporelle des enfants et des jeunes, 2012 à 2013* (nº 82-625-X au catalogue) Ottawa, Statistique Canada, 2015.
4. S.T. Broyles, K.D. Denstel, T.S. Church *et al.*, « The epidemiological transition and the global childhood obesity epidemic » , *International Journal of Obesity Supplements*, 5, 2015, p. S3-8.
5. S. Karnik et A. Kanekar, « Childhood obesity: A global public health crisis » , *International Journal of Preventive Medicine*, 3(1), 2012, p. 1-7.
6. S. Gable et S. Lutz, « Household, parent and child contributions to childhood obesity » , *Family Relations*, 49, 2000, p. 293-300.
7. P.M. Anderson et K.F. Butcher, « Childhood obesity: Trends and potential causes » , *The Future of Children*, 16(1), 2006, p. 19-45.
8. E. Keane, R. Layte, J. Harrington *et al.*, « Measured parental weight status and familial socio-economic status correlates with childhood overweight and obesity at age 9 » , *PLoS ONE*, 7(8), 2012, p. e43503.
9. K. Silventoinen, B. Rokholm, J. Kaprio *et al.*, « The genetic and environmental influences on childhood obesity: a systematic review of twin and adoption studies » , *International Journal of Obesity*, 34, 2010, p. 29-40.
10. A. Pinot de Moira, C. Power et L. Li, « Changing influences on childhood obesity: A study of 2 generations of the 1958 British Birth Cohort » , *American Journal of Epidemiology*, 171(12), 2010, p. 1289-1298.
11. K.L. Whitaker, M.J. Jarvis, RJ Beeken *et al.*, « Comparing maternal and paternal intergenerational transmission of obesity risk in a large population-based sample » , *The American Journal of Clinical Nutrition*, 91(6), 2010, p. 1560-1567.
12. Q. Zhang, R. Lamichhane, H.J. Chen *et al.*, « Does child-parent resemblance in body weight status vary by sociodemographic factors in the USA? » , *Journal of Epidemiology and Community Health*, 68, 2014, p. 1034-1042.
13. J.K. Lake, C. Power et T.J. Cole, « Child to adult body mass index in the 1958 British birth cohort: associations with parental obesity » , *Archives of Disease in Childhood*, 77, 1997, p. 376-381.
14. Y. Liu, H.J. Chen, L. Liang *et al.* « Parent-child resemblance in weight status and its correlates in the United States » , *PLoS ONE*, 8(6), 2013, p. e65361.
15. R.C. Colley, S.L. Wong, D. Garriguet *et al.*, « Activité physique, comportement sédentaire et sommeil chez les enfants au Canada, selon les déclarations des parents et les mesures directes, et associations relatives avec les risques pour la santé » , *Rapports sur la santé*, 23(2), 2012, p. 49-57.
16. A.D. Danyliw, H. Vatanparast, N. Nikpartow *et al.*, « Beverage patterns among Canadian children relationship to overweight and obesity » , *Applied Physiology, Nutrition and Metabolism*, 37, 2012, p. 900-906.
17. M. Shields, « L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents » , *Rapports sur la santé*, 17 (3), 2006, p. 27-43.
18. H. Casiano, D.J. Kinley, L.Y. Katz *et al.*, « Media use and health outcomes in adolescents: Findings from a nationally representative survey » , *Journal of the Canadian Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 21(4), 2012, p. 296-301.
19. Y. Shi, M. de Groh et H. Morrison, « Perinatal and early childhood factors for overweight and obesity in young Canadian children », *Canadian Journal of Public Health*, 104(1), 2013, p. e69-74.
20. Y. Shi, M. de Groh et C. Bancej, « Socioeconomic gradients in cardiovascular risk in Canadian children and adolescents », *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada*, 36(2), 2016, p. 21-31.
21. J.D. Willms, M.S. Tremblay et P.T. Katzmarzyk, « Geographic and demographic variation in the prevalence of overweight Canadian children », *Obesity Research*, 11(5), 2003, p. 668-673.
22. Statistique Canada, *Documentation de l'ECMS*, 2014, disponible à l'adresse http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=5071&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2, document consulté le 15 mars 2016.
23. Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale*, Rapport d'une consultation de l'OMS (OMS, Série de Rapports techniques 894), Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
24. de Onis M, Onyango AW, Borghi E, *et al.* « Mise au point d'une référence de croissance pour les enfants d'âge scolaire et les adolescents » , Bulletin de l'Organisation mondiale de la Santé, 85(9), 2007, p. 660-7.
25. D. Garriguet, « La qualité de l'alimentation au Canada », *Rapports sur la santé*, 20(3), 2009, 43-55.
26. Statistique Canada, Instructions pour la combinaison de multiples cycles de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), 2015, information disponible à l'adresse : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5071_D4_T9_V2-fra.htm
27. Statistique Canada, *Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 1 avril 2011*, disponible à l'adresse http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5071_D2_T1_V1-fra.pdf
28. Statistique Canada, *Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 2 novembre 2012*, disponible à l'adresse http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5071_D4_T9_V1-fra.htm
29. Statistique Canada, *Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 3 novembre 2014*, disponible à l'adresse http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5071_D6_T9_V1-fra.htm
30. C. Fleten, W. Nystad, H. Stigum *et al.*, « Parent-child body mass index associations in the Norwegian Mother and Child Cohort Study: A family-based approach to studying the role of the intrauterine environment in childhood adiposity », *American Journal of Epidemiology*, 176(2), 2012, p. 83-92.
31. G.D. Smith, C. Steer, S. Leary et A. Ness, « Is there an intrauterine influence on obesity? Evidence from parent-child associations in the Avon Longitudinal Study of Parents and Children (ALSPAC) », *Archives of Disease in Childhood*, 92, 2007, p. 876-880.
32. D.J. Corsi, S.V. Subramanian, L.K. Ackerson *et al.*, « Is there greater maternal than paternal influence on offspring adiposity in India? », *Archives of Disease in Childhood*, 100, 2015, p. 973-979.
33. V. Burke, L.J. Belin et D. Dunbar, « Family lifestyle and parental body mass index as predictors of body mass index in Australian children: a longitudinal study » , *International Journal of Obesity*, 25(2), 2001, p. 147-157.
34. S. Danielzik, K. Langnäse, M. Mast *et al.*, « Impact of parent BMI on the manifestation of overweight 5-7 year old children » , *European Journal of Nutrition*, 41(3), 2002, p. 132-138.
35. H.H.M. Maes, M.C. Neale et L.J. Eaves, « Genetic and environmental factors in relative body weight and human adiposity » , *Behavior Genetics*, 27(4), 1997, p. 325-351.

36. D.A. Lawlor, G.D. Smith, M. O'Callaghan *et al.*, « Epidemiological evidence for the fetal overnutrition hypothesis: Findings from the Mater-University Study of Pregnancy and its Outcomes », *American Journal of Epidemiology*, 165, 2007, p. 418-424.

37. R.C. Whitaker et W.H. Dietz, « Role of the prenatal environment in the development of obesity », *The Journal of Pediatrics*, 132(5), 1998, p. 768-776.

38. L. Liu, Y. Li et T.O. Tollesfsbol, « Gene-environment interactions and epigenetic basis of human diseases », *Current Issues in Molecular Biology*, 10(1-2), 2008, p. 25-36.

39. J. Wardle, S. Carnell, C.M.A. Haworth *et al.*, « Evidence for a strong genetic influence on childhood adiposity despite the force of the obesogenic environment », *The American Journal of Clinical Nutrition*, 87, 2008, p. 398-404.

40. H.N. Sweeting, « Gendered dimensions of obesity in childhood and adolescence », *Nutrition Journal*, 7, 2008, p. 1.

41. A.B. Wisniewski et S.D. Chernausek, « Gender in childhood obesity: Family environment, hormones and genes », *Gender Medicine*, 6, 2009, p. 76-85.

42. J.J. Reilly, J. Armstrong, A.R. Dorosty *et al.*, « Early life risk factors for obesity in childhood: cohort study », *British Medical Journal*, 2005, doi:10.1136/bmj.38470.670903.E0.

43. T.A. Ajslev, L. Ängquist, K. Silventoinen *et al.*, « Trends in parent-child correlations of childhood body mass index during the development of the obesity epidemic », *PLoS ONE*, 9(10), 2014, p. e109932.